
MORTALIDAD INFANTIL EN URUGUAY: UN ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA

R. Todd Jewell¹
Patricia Triunfo²

El estudio de los determinantes de la mortalidad infantil puede proveer información valiosa para investigadores sociales, hacedores de política y profesionales de la salud, cuya preocupación debería ser la sobrevivencia de los niños.

A pesar que la tasa de mortalidad infantil (TMI) se ha reducido de forma sostenida en casi todos los países del mundo, persisten enormes disparidades hacia adentro y entre los países (Wagstaff, 2000; Katz y Maceira, 1990). Mientras que en los países pobres 30 % de las muertes se da en niños, en los países ricos corresponde a 1 %; a su vez en los primeros, la

¹Doctor en Economía, se desempeña como profesor del Departamento de Economía de la University of North Texas. Dirección de correspondencia PO Box 311457, Denton, Texas 76203. E-mail: tjewell@unt.edu.

²Doctora en Economía Empírica, se desempeña como profesora de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República (Montevideo, Uruguay). Dirección de correspondencia Patricia Triunfo, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Constituyente 1502, Montevideo, Uruguay. E-mail: patricia@decon.edu.uy. Este trabajo se pudo realizar gracias a los datos brindados por el Programa de Población de la Unidad Multidisciplinaria de la Facultad de Ciencias Sociales, cuyos docentes realizaron el engoroso trabajo de unificar los certificados de nacimiento y defunción para menores de un año brindados por el Ministerio de Salud Pública. A todos ellos, los autores agradecen muy especialmente su dedicación y generosidad.

Este artículo fue recibido el 18 de noviembre de 2010, la versión ajustada fue recibida el 21 de mayo de 2010 y su publicación aprobada el 21 de junio de 2010.

mayoría se debe a enfermedades infecciosas y en los segundos a cáncer y enfermedades cardiovasculares. Dentro de los países pobres, la mortalidad es más elevada en las zonas rurales, en la población cuyas madres tienen menor grado de instrucción y en los deciles más bajos de ingresos (Cutler *et al.*, 2006; CEPAL/CELADE, 2005; Wagstaff *et al.*, 2004).

Centrándose en América Latina, se observa que la TMI promedio descendió de 128 defunciones por cada mil nacidos vivos en el quinquenio de 1950 a 1955 a 28 por mil entre 2000 y 2005 (CEPAL/CELADE, 2005; PNUD, 2005), pudiéndose alcanzar –salvo alguna excepción– la meta de los objetivos de desarrollo del milenio que es reducir la mortalidad infantil en dos tercios para el año 2015 (Alarcón y Robles, 2007). En dicha tendencia han influido tanto los programas de salud materno-infantil, tales como: vacunación, terapia de rehidratación oral, servicios prenatales y atención del parto; así como la expansión de servicios básicos, el incremento de la escolaridad y el descenso de la fecundidad (CEPAL/CELADE, 2005).

La mortalidad infantil en la región de más alta incidencia puede llegar a ser seis veces superior que en la región de menor incidencia, como es el caso de Colombia el país latinoamericano con las mayores desigualdades (PAHO, 2000). En 2005, se observaba que las tasas eran más elevadas en las zonas rurales que en las urbanas (llegando en algún caso a ser el doble), y en la población cuyas madres tenían un menor nivel de instrucción (casi el triple en hijos de madres sin instrucción con respecto a la de hijos de madres con secundaria o más) (CEPAL/CELADE, 2005). Por otra parte, era preocupante el aumento de las brechas de mortalidad entre niños pobres y ricos en países como Bolivia, Perú, Colombia y Guatemala (OMS, 2005).

En cuanto a las diferencias entre los países, en 2004 no habían descendido, habiendo 60 puntos de diferencia entre la mortalidad infantil más elevada –Haití– y la más baja –Cuba– (CEPAL, 2004). En la actualidad los mayores niveles de mortalidad infantil siguen registrándose en los países más pobres de la región.

En el caso de Uruguay, la TMI pasó de 106 muertes por cada mil nacidos vivos en 1900 a 13,19 en 2004 (INE, 2007). El período se caracterizó por cierto estancamiento en casi toda la primera mitad del siglo XX, debido al desequilibrio producido entre población e infraestructura urbana, el cual habría provocado un deterioro de las condiciones epidemiológicas, para luego comenzar un marcado descenso al finalizar la Segunda Guerra Mundial (Cabella y Pollero, 2004). Las posibles causas de esta reducción fueron la aplicación de los antibióticos, especialmente la penicilina en el

control de enfermedades infecciosas; el auge de la cooperación internacional en materia de salud y la acción preventiva en la población infantil. A pesar de continuar con esta tendencia, a partir de 1975 Uruguay pierde posicionamiento relativo en América Latina, descendiendo al quinto lugar en el ranking de menor TMI latinoamericana (Romero y Landmann, 2000). De hecho, si se comparan los niveles de Uruguay con otros países de la región, como Chile, Costa Rica y Cuba, resalta la posición de vanguardia que tenía Uruguay a principios de siglo con tasas dos o tres veces inferiores, y cuyo nivel es alcanzado por estos países cincuenta años más tarde y sobrepasado en apenas treinta años.

A lo largo del siglo XX el país no pudo alcanzar el porcentaje de reducción del orden del 90 % experimentado entre 1945 y 1991 por países como Chile, Costa Rica³ y Cuba⁴. De haberlo hecho la TMI en 1991 hubiese sido del orden de 11 por mil. A su vez, se mantiene una gran disparidad regional, encontrándose tasas que van de 21,31 por mil para Artigas (norte del país) a 5,75 por mil en Colonia (sur oeste) en 2003.

En el presente trabajo se estima una función de producción de salud infantil, aproximada a través de la mortalidad en el primer año de vida (peor estado de salud posible), en la cual los insumos como el cuidado prenatal, la experiencia previa de embarazos, la edad y la educación de la madre se usan para “producir salud infantil” (Rosenzweig y Schultz, 1982, 1983, 1988; Joyce y Grossman, 1990; Liu, 1998; Li y Poirier, 2003a, 2003b; Rous *et al.*, 2004; Evans y Lien, 2005; Jewell y Triunfo, 2006, 2007).

En este sentido, el documento se enfocará fundamentalmente en el impacto del comportamiento materno en la salud de los niños, lo cual brindará insumos para el diseño de políticas públicas más efectivas.

Gran parte de la investigación existente acerca de los determinantes de la salud infantil ha usado datos para otros países, los cuales no son fácilmente generalizables; se ha enfocado en el peso al nacer como aproximación de la salud infantil; o ha aplicado modelos probabilísticos que no son condicionales al tiempo de vida del niño (Rosenzweig y Schultz, 1982, 1983, 1988; Guilkey *et al.*, 1989; Joyce y Grossman, 1990; Panis y Lillard, 1994;

³Mientras que Costa Rica redujo un 71 % la TMI entre 1979 y 1980, porcentajes similares solo se observan en Uruguay en periodos más largos, por ejemplo entre 1944 y 1990.

⁴Hay que destacar que políticas sanitarias llevadas a cabo por los diferentes países pueden no hacer comparables las TMI entre los mismos. En este sentido, por ejemplo, en Cuba la promoción del aborto en casos en los cuales se considerara alta la probabilidad de morir en el primer año de vida, llevó a que la tasa en lugar de haber sido 14,4 cada mil nacidos vivos fuera 5,8 en 2004.

Liu, 1998; Li y Poirier, 2003a, 2003b; Maitra, 2004; Rous *et al.*, 2004; Evans y Lien, 2005; Jewell y Triunfo, 2006, 2007; van den Berg *et al.*, 2006).

A estos efectos, y dado que las muertes se concentran en los primeros días y semanas de vida, se estiman modelos de duración (*hazard model*), para las bases unificadas de los Certificados de Nacido Vivo y de Defunción recogidos por el Ministerio de Salud Pública de Uruguay para los años 2002 y 2003. Es importante destacar, en primer lugar que Uruguay posee un alto nivel de cobertura, casi universal en el caso de las defunciones y más del 90 % en los nacimientos (Cabella y Peri, 2005); y en segundo lugar, que el proceso de unificación de las bases ha resultado en una muestra que contempla más del 90 % de los nacimientos y el 80 % de las defunciones registradas.

ANTECEDENTES

La literatura económica se ha enfocado en el análisis del impacto del comportamiento materno en la salud infantil, así como la influencia de los precios y el ingreso en dicho comportamiento. Al modelar la salud infantil se han utilizado diferentes aproximaciones, como ser el peso al nacer (Rosenzweig y Schultz, 1982, 1983, 1988; Joyce y Grossman, 1990; Liu, 1998; Li y Poirier, 2003a, 2003b; Rous *et al.*, 2004; Evans y Lien, 2005; Jewell y Triunfo, 2006), o la mortalidad infantil (Maitra, 2004; Macinko *et al.*, 2006; Macinko *et al.*, 2007; Chou *et al.*, 2010).

Sin embargo, la literatura médica-epidemiológica se ha concentrado en factores de riesgo, pero que no son “insumos de salud” en el sentido económico. De hecho, desde una perspectiva económica, estos factores son el resultado del proceso de salud infantil (por ejemplo, salud gestacional), endógenos a la decisión de producción de salud (por ejemplo, período intergenésico), o afectados por la misma heterogeneidad inobservable que el insumo de salud (por ejemplo, salud previa al embarazo y resultados de nacimientos previos) (Jewell y Triunfo, 2007).

Deteniéndose en las conductas maternas, por ser un claro objetivo en el diseño de políticas económicas, se encuentra que existen algunas observables por el investigador como: la realización de controles prenatales, el hábito de fumar durante el embarazo y la cobertura de salud elegida⁵. Sin embargo,

⁵En el Uruguay casi el 100 % de los partos son realizados en un hospital y atendidos por un profesional (médico o partera), a diferencia por ejemplo de lo observado en India (Maitra, 2004).

por ejemplo las mujeres que realizan cuidados prenatales no son necesariamente un conjunto aleatorio de todas las madres, de hecho pueden anticipar complicaciones, por tener información privada sobre cuestiones genéticas u otros aspectos inobservables para el investigador, o simplemente pueden tener preferencias distintas. Es probable que la mujer que conozca información genética de ella y del niño, anticipe el riesgo de mortalidad infantil y realice mayores controles prenatales; o por el contrario aquellas con bajo riesgo pero con claras preferencias por niños saludables también realizarán mayores visitas médicas (Maitra, 2004). Esto implica la existencia de sesgo de selección adversa o favorable que subestima o sobrestima el efecto de los insumos de salud, los cuales serían endógenos en la función de producción de salud (mortalidad infantil).

Usando datos para Estados Unidos, se encuentra que el iniciar tempranamente los cuidados prenatales se incrementa el peso al nacer, y que la efectividad de los mismos está sesgada negativamente debido a la endogeneidad (ver por ejemplo Rosenzweig y Schultz; 1982, 1983; Joyce y Grossman, 1990; Liu, 1998).

Existen relativamente pocos estudios que analicen esta conexión usando datos para países en desarrollo. Guilkey *et al.* (1989) encuentran que las mujeres filipinas con mayores cuidados prenatales tienen hijos con mayor peso al nacer. Panis y Lillard (1995) muestran que el incremento en el uso de los cuidados prenatales conduce a mayores tasas de sobrevivencia infantil en Malasia.

Maitra (2004), en un estudio de especial importancia para India, modela conjuntamente la decisión de utilizar la atención prenatal (modelo probit), realizar un parto institucionalizado (modelo probit) y la mortalidad infantil (modelo de riesgo proporcional). Dicho autor encuentra que un incremento de la educación de la mujer se asocia con una mejora significativa de la salud del niño, el cuidado prenatal realizado y nacimiento institucional. Por otra parte, sus resultados muestran que el no tomar en cuenta la heterogeneidad inobservable ni el sesgo de selección subestima el efecto del uso de controles prenatales y la elección del hospital en la mortalidad.

METODOLOGÍA E INFORMACIÓN

En este trabajo, se utilizan los datos provenientes de los Certificados de Nacido Vivo y Defunción de menores de un año, recogidos por el Departamento de Estadística del Ministerio de Salud Pública del Uruguay.

En primera instancia, se considera que estos registros poseen un alto nivel de cobertura, pudiendo producirse cierta omisión fundamentalmente en los nacimientos. Sin embargo, no existen estudios sistemáticos que comparen dichos registros con el de los hospitales, sistemas de información perinatal (SIP), programas nacionales de inmunización, o censos, lo cual permitiría brindar cálculos más precisos de integralidad o cobertura del sistema (Cabella y Peri, 2005)⁶.

Como insumo de este trabajo, se consideraron todos los nacimientos ocurridos en el país entre 2002 y 2003 y las defunciones ocurridas en el primer año de vida. Las dos bases fueron unificadas por el Programa de Población de la Unidad Multidisciplinaria de la Facultad de Ciencias Sociales, utilizando como principal variable de conexión la cédula de identidad de la madre, mientras que en los casos en que ésta no estaba disponible o existían errores se utilizaron conjuntamente diversas características del niño o de la madre. En el caso que variables de interés estén en ambos certificados y existan discrepancias, siempre se consideraron las del certificado de nacimiento, dado que el mismo es completado directamente por el médico de acuerdo a su observación de los hechos y a la historia clínica del paciente, mientras que el certificado de defunción se basa en las declaraciones en un momento de enorme dificultad anímica.

Comparando con los datos de Estadísticas Vitales del MSP, la muestra contempla más del 90 % de los nacimientos y el 80 % de las defunciones registradas. Para el análisis de la información, se utilizan modelos probabilísticos y de supervivencia o duración. En el primer caso, la variable dependiente es *muerto*, variable binaria que toma el valor “1” si el niño muere durante el primer año. En el segundo caso, se levantan algunas de las limitaciones de los modelos probabilísticos, al considerar la probabilidad de morir condicional al tiempo en que el niño ha estado vivo. Por tanto, se define la variable dependiente *duración*, como una variable continua igual a los días que transcurren entre la fecha de nacimiento y la de defunción, es decir, tomará el valor 365 en caso de que al momento de la observación no se haya producido la muerte. En este sentido, existe censura por la derecha, pudiendo no haber ocurrido aún la muerte y que el tiempo de supervivencia

⁶Cabella y Peri (2005) sugieren que el subregistro de los nacimientos es del 4 % si se compara con los niños que han realizado el TSH (*test* de detección precoz del hipotiroidismo). Hay que tener en cuenta que el plazo legal para inscribir nacimientos en Uruguay es de 10 días hábiles, pasados los cuales se puede realizar una inscripción tardía, pero estos certificados no son remitidos al MSP. Con respecto a las defunciones, se suponen coberturas casi totales del sistema, pudiendo existir problemas de subregistro con las defunciones fetales de baja edad gestacional.

real será mayor que el observado. El rasgo específico de este tipo de análisis estadístico, es la necesidad de realizar inferencia a partir de muestras en las que aparecen observaciones incompletas, parciales o censuradas.

Se estiman modelos de riesgo, con el fin de determinar el impacto de diferentes covariables de mortalidad, controlando por los efectos de las otras variables. Este método se puede considerar como estadístico multivariado para análisis de sobrevivencia, representando una extensión multivariante de las Tablas de Vida. En un modelo de riesgo se asume que la tasa de riesgo (probabilidad de muerte) depende de los valores de las covariables. La forma usual de la relación entre la tasa de riesgo y las covariables es similar a la de una regresión múltiple que toma la función de riesgo transformada como variable dependiente.

El efecto de un factor es presentado en términos de los diferenciales en la mortalidad entre las categorías de ese factor. Los efectos ajustados se estimarán para tres conjuntos de variables, características del niño, del hogar y de la madre.

Lamentablemente, no es posible realizar un control considerando las potenciales endogeneidades que se mencionaron anteriormente, por no disponer de adecuadas restricciones de exclusión. Por lo cual, las estimaciones pueden ser vistas como resultados de la forma reducida, reflejando la relación global entre la mortalidad infantil y sus covariantes, pero no la relación estructural.

Características del niño al nacer

En primer lugar, la literatura muestra que el sexo del niño afecta la probabilidad de sobrevivencia, encontrándose que en la mayoría de las poblaciones la mortalidad infantil es mayor entre los varones, salvo en los casos en los cuales hay una marcada preferencia de los padres hacia los niños, proporcionando un tratamiento diferencial en cuanto a alimentación, prevención de enfermedades y accidentes, y tratamiento de las enfermedades (PAHO, 1998). Según Pandey *et al.* (1998) la mortalidad femenina en India, con datos del *National Family Health Survey* de 1992-1993, era 14 % inferior a la masculina durante el período neonatal, y en el post-neonatal era 19 % superior a la masculina. Un resultado similar se encuentra para la ciudad de San Pablo, Brasil (Machado y Hill, 2005). En este trabajo se define la variable binaria *varón* que toma el valor 1 si el sexo del niño es masculino.

Por otra parte, la relevancia del peso al nacer está documentada en varios trabajos (Rychtarikova, 1999; Rychtarikova y Demko, 2001; Claeson *et*

al., 2000; Victora *et al.*, 2003; Ruhm, 2000). En el estudio de Rychtarikova (1999), para nacimientos ocurridos en La República Checa entre 1986 y 1992, se muestra que el peso al nacer y las semanas de gestación fueron los mejores predictores de la supervivencia infantil, seguidas por el orden de nacimiento y la educación de la madre. Con el fin de recoger esta discusión se especifican tres variables binarias:

- *Bajopeso*, toma el valor 1 si el peso al nacer es menor o igual a 2.500 gramos.
- *Término*, toma el valor 1 si el embarazo fue de gestación normal o a término (37 semanas o más).
- *Apgar* ≤ 6 , toma el valor 1 si el valor del Apgar a los cinco minutos está entre 0 y 6 (depresión neonatal severa).

Este último es una medida integral del estado sanitario al momento del nacimiento (Almond *et al.*, 2002; Almond *et al.*, 2005; Lin, 2006), la cual fue diseñada para evaluar la condición física luego del parto y para determinar la necesidad o no de cuidados extra o de emergencia postparto. Este indicador toma en cuenta: frecuencia cardiaca, esfuerzo respiratorio, tono muscular, reflejo de irritabilidad y coloración, al minuto y a los cinco minutos de vida. Cada uno de estos factores se evalúa en una escala de 0 a 2, siendo el Apgar la suma de los cinco factores, por lo tanto es una variable continua de 0 a 10.

Características socioeconómicas del hogar

Diversos autores han encontrado una asociación negativa entre el nivel socioeconómico del hogar y la mortalidad infantil (Bicego *et al.*, 1993; Sastry, 1996, 1997; Panis y Lillard, 1995). La relación más clara se basa en que el nivel socioeconómico, además de asegurar la tenencia de bienes y servicios que promuevan un mejor estado de salud, ayuda en la generación de un ambiente más higiénico y un nivel de nutrición más adecuado. Debido a que en los Certificados de Nacimiento y Defunción no se recoge el ingreso del hogar, se opta por aproximarlos a través de la región, el tipo de hospital de nacimiento, la educación y el estado civil de la madre.

Con respecto a la *región de nacimiento* se especifican tres variables binarias que toman el valor 1 si el niño nació en Montevideo (*mvd*), al norte del Río Negro (*norte*) o al sur del mismo exceptuando en Montevideo (*sur*). Hay que destacar que en el año 2006, por ejemplo, el porcentaje de personas pobres en Montevideo fue 27,3 %, mientras que en la zona sur correspondió a 25,1 % y en la norte a 34,7 % (MIDES, 2008).

En segundo lugar, y dado que los hospitales públicos concentran a la población de menores ingresos, se controla por el hospital de nacimiento, especificando tres variables binarias que toman el valor 1 si el niño nació en dependencias del Ministerio de Salud Pública (hospitales públicos, *nac4_público*), en una Institución de Asistencia Médica Colectiva (mutualistas, *nac_IAMC*), o en otros lugares –básicamente privados– (*nac_otro*)⁷.

Finalmente, como aproximación al nivel socioeconómico del hogar se considera la educación y el estado civil de la madre. Bicego *et al.* (1993) utilizando datos para diecisiete países en desarrollo, encuentran que la ventaja de la educación en la supervivencia de los niños era menos pronunciada en el período neonatal. Por su parte, Panis *et al.* (2003) sugieren que la educación de la madre afecta el nivel de mortalidad infantil, a través de una mejor percepción sobre la gravedad de las enfermedades y síntomas. A su vez, Kulkarni *et al.* (1995), con datos para India entre 1990 y 1991, encontraron una correlación altamente significativa entre la TMI y el nivel educativo, y la TMI y el producto interno neto.

En este contexto, se definen variables binarias que indican el nivel de educación de la madre al momento del nacimiento; *educ_1* toma el valor 1 si la madre no tiene instrucción o tiene primaria incompleta; *educ_2* si la madre tiene primaria completa o secundaria incompleta; *educ_3* si tiene secundaria o superior completa.

En cuanto al estado civil, es de esperar que las mujeres casadas o con una unión estable tengan acceso a recursos financieros que no están disponibles para las solteras, haciendo del estado civil un indicador potencial de la riqueza. Por tal motivo, se especifica la variable binaria *casada*, que toma el valor 1 si la madre estaba casada al momento del nacimiento.

Características de la madre

Edad de madre, en este caso la literatura reporta diversas formas funcionales, por ejemplo forma de U para Indonesia, Bolivia y Perú, es decir, altas tasas de mortalidad para niños cuyas madres son muy jóvenes o mayores a 39 años (Martín *et al.*, 1983; Pinto, 1995; De Meer *et al.*, 1993); o forma de L para Tanzania, es decir, la TMI asociada a madres jóvenes es alta, luego de lo cual se mantiene en niveles significativamente inferiores (Mturi *et al.*, 1993). A su vez, Panis *et al.* (1995) estimaron para Malasia una relación en

⁷Debido a los avances en materia de atención calificada del embarazo, parto y puerperio, y la asistencia institucional de casi la totalidad de los partos en Uruguay, no se controla por dicha característica.

forma de J, encontrando que las tasas de mortalidad de hijos de madres de 20 años o menos y las mayores eran altas, y en especial las de estas últimas. Para Nigeria, Adebayo *et al.* (2004), utilizando los datos del *Nigerian Demographic and Health Survey* para 1999 y considerando, para evitar sesgos de selección, los niños nacidos doce meses antes de la encuesta, encuentran efectos no lineales de la edad de la madre en la mortalidad, tanto durante el primer mes de vida como durante los once meses restantes del primer año de vida. A su vez, identifican que la variación espacial y los factores que influyen sobre la muerte difieren entre los dos grupos de edades considerados. Finalmente, para la ciudad de San Pablo (Brasil), Machado y Hill (2005) hallan que los hijos de madres mayores tenían menor probabilidad de morir en el período.

Dado que el efecto de edad de la madre no es lineal, en este trabajo se definen variables binarias por tramo etario de la madre al momento del nacimiento: 16 años o menos (*edad16*), entre 17 y 19 años (*edad1719*), entre 20 y 35 años (*edad2035*), entre 36 y 39 años (*edad3639*), y 40 años o más (*edad40*).

Con respecto a las características reproductivas de la madre, algunas de ellas como la paridad, el período intergenésico y los embarazos múltiples, tienen un fuerte impacto en la mortalidad infantil. Bais *et al.* (2004), al realizar un estudio de cohorte regional con 8.031 embarazos entre 1990 y 1994, para analizar los efectos que tienen las características poblacionales, la estructura del sistema de salud y las políticas públicas sobre la mortalidad perinatal, encuentran que ésta se ve afectada significativamente por la paridad, el embarazo múltiple y la edad de la madre. En este documento, al igual que en Olsen *et al.* (1983) y Makepeace y Pal. (2008), se considera si la madre tuvo algún hijo nacido vivo que falleció (*fallant*) y la cantidad de hijos nacidos *vivos* anteriores.

Otras características

Panis *et al.* (1993, 1995) encuentran que la utilización y efectividad del cuidado prenatal puede ser un determinante potencial de la supervivencia del niño, por lo tanto su uso adecuado puede contribuir sustancialmente al descenso de la mortalidad infantil. En Machado y Hill (2005) también se resalta la importancia de los cuidados prenatales en la reducción de la mortalidad infantil, destacando que una cantidad de controles inferior a siete aumenta la probabilidad de morir antes del primer año de vida. En este contexto, se definen variables binarias que indican el nivel de suficiencia

del cuidado prenatal (CP), basado en el índice de Kessner. *ICP_0* toma el valor 1 si la madre nunca realizó CP; *ICP_ina* es igual a 1 si los CP fueron inadecuados, los inició en el tercer trimestre o habiéndolos iniciado antes realizó menos de nueve; *ICP_ad* es igual a 1 si los CP fueron adecuados, los inició en el primer trimestre y fueron nueve o más consultas prenatales; *ICP_int* es igual a 1 si los CP fueron de un nivel intermedio, la madre los inició en las otras combinaciones posibles y tuvo al menos una visita.

Finalmente, se incorporan efectos fijos por año de nacimiento, *año2002* y *año2003*. Es importante tener en cuenta que en dichos años, Uruguay sufrió una profunda crisis económica, como consecuencia de la cual el salario real tuvo una pérdida entre los años 2003 y 2004 del 22 % con respecto al año 2000 y la tasa de desempleo llegó a un máximo de 17 %, en el año 2002 (CIA, 2010).

En el Cuadro 1 se presenta una breve definición de las variables consideradas y en el Cuadro 2 las estadísticas descriptivas de la muestra completa. Como se observa en el Cuadro 2, la mitad de los nacimientos ocurrieron en la capital del país, 16 % de las madres tenían 19 años o menos al momento del nacimiento, 6 % declaró no tener instrucción o tener primaria incompleta como máximo nivel educativo alcanzado, a la vez 32 % de las madres iniciaron los controles prenatales en el primer trimestre y realizaron nueve o más visitas.

CUADRO 1
DEFINICIÓN DE VARIABLES

Variable	Explicación
Muerto	Variable binaria que toma el valor 1 si el niño no sobrevivió el primer año.
Duración	Variable continua igual a los días que transcurren entre la fecha de nacimiento y la de defunción, tomará el valor 365 en caso que al momento de la observación no se haya producido la muerte.
MVD, norte, sur	VARIABLES BINARIAS QUE TOMAN EL VALOR 1 SI EL NIÑO NACIÓ EN MONTEVIDEO (MVD), AL NORTE DEL RÍO NEGRO (NORTE), O AL SUR EXCEPTO MONTEVIDEO (SUR).
nac_publico, nac_IAMC; nac_otro	VARIABLES BINARIAS QUE TOMAN EL VALOR 1 SI EL NIÑO NACIÓ EN DEPENDENCIAS DEL MINISTERIO DE SALUD PÚBLICA (nac_publico), EN UNA MUTUALISTA (nac_iamc), O EN OTROS LUGARES (nac_otro).

Variable	Explicación
Vivos	Variable continua de hijos nacidos vivos anteriores.
Casada	Variable binaria que toma el valor 1 si la madre está casada o en unión de hecho al momento del nacimiento.
edad16, edad1719, edad2035, edad3639, edad40	VARIABLES EN CATEGORÍAS QUE INDICAN LOS AÑOS DE LA MADRE AL MOMENTO DEL NACIMIENTO.
educ_1, educ_2, educ_3	VARIABLES BINARIAS QUE INDICAN EL NIVEL DE EDUCACIÓN DE LA MADRE AL MOMENTO DEL NACIMIENTO. Educ1 = 1 si la madre no tienen instrucción o tiene primaria incompleta; educ2 = 1 si la madre tiene primaria completa o secundaria incompleta; educ3 = 1 si la madre tiene secundaria o superior completa.
Fallant	Variable binaria que toma el valor 1 si la madre tuvo algún hijo nacido vivo que falleció.
ICP_0, ICP_ina, ICP_int, ICP_ad	VARIABLES BINARIAS QUE INDICAN EL NIVEL DE SUFICIENCIA DEL CUIDADO PRENATAL (CP) BASADO EN EL ÍNDICE DE KESSNER. ICP_0 = 1 si la madre nunca iniciaba el CP; CP es inadecuado (ICP_ina = 1) si la madre inició los controles prenatales en el tercer trimestre o si habiéndolos iniciado antes realizó menos de nueve; CP es adecuado (ICP_ad = 1) si se iniciaron en el primer trimestre y fueron nueve o más consultas prenatales; CP es intermedio (ICP_int = 1) si la madre inició los controles en otras combinaciones y tuvo al menos una visita.
Varón	Variable binaria que toma el valor 1 si el sexo del niño de referencia es varón.
Bajopeso	Variable binaria que toma el valor 1 si el peso al nacer es menor o igual a 2.500 gramos.
término	Variable binaria que tome el valor 1 si el embarazo fue de gestación normal (37 semanas o más).
Apgar \leq 6	Variable binaria que toma el valor 1 si el valor del Apgar a los cinco minutos está entre 0 y 6 (depresión neonatal severa).
año2002, año2003	VARIABLES BINARIAS QUE INDICAN EL AÑO DEL NACIMIENTO.

Fuente: elaboración propia.

CUADRO 2
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS (N = 94.222)

Variable	Media	Desviación estándar
Muerto	0,0098	0,0986
Duración	361,96	32.541
Norte	0,2332	0,4229
Sur	0,2574	0,4372
MVD	0,5094	0,4999
nac_publico	0,6281	0,4833
nac_IAMC	0,2972	0,457
nac_otro	0,0747	0,2629
casada (si=1)	0,7377	0,4399
edad16	0,0367	0,188
edad1719	0,1206	0,3257
edad2035	0,7338	0,442
edad3639	0,0778	0,2678
edad40	0,0311	0,1725
educ1	0,0615	0,2402
educ2	0,6809	0,4661
educ3	0,2576	0,4373
fallant (si=1)	0,0514	0,2208
Vivos	13.278	16.593
ICP_0	0,0661	0,2485
ICP_ina	0,2203	0,4145
ICP_int	0,3903	0,4878
ICP_ad	0,3232	0,4677
varón (si=1)	0,5129	0,4998
bajopeso (si=1)	0,0894	0,2854
término (si=1)	0,9067	0,2909
Apgar _{≤6} (si=1)	0,0108	0,1036
año2002	0,5117	0,5
año2003	0,4883	0,4999

Fuente: elaboración propia.

RESULTADOS

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de un modelo *probit*, en el cual se estima la probabilidad de que el niño muera en el primer año de vida, y en el Cuadro 4 los correspondientes al modelo *hazard*, en el cual la variable

dependiente es el tiempo de vida (*duración*) medido en días⁸. Mientras que los resultados en el modelo *probit* indican el cambio en la probabilidad de morir, en el modelo *hazard* muestran el cambio en días de vida; por lo tanto, los coeficientes positivos implican en el primer caso un aumento de la probabilidad de morir, y en el segundo un aumento en los días de vida, es decir, una reducción en la probabilidad de morir. No obstante, las dos estimaciones son similares, dado que ambas permiten calcular la probabilidad de morir en el primer año de vida. Con una estimación *probit*, la probabilidad de morir es la predicha de *muerto* igual a cero; con una estimación *hazard*, la probabilidad de morir es uno menos la probabilidad predicha de sobrevivir el primer año.

CUADRO 3

ESTIMACIÓN PROBIT, VARIABLE DEPENDIENTE = MUERTO (N = 94.222)

Variable	Coefficiente	Desviación estándar	Probabilidad predicha de MI por categoría	TMI predicha por 1.000	Diferencia de la media
Constante	-1,982***	0,096			
Norte	-0,01	0,036	0,0112	11,2	1,4
Sur	-0,087**	0,039	0,007	7	-2,8
MVD	cat, Excl,		0,0106	10,6	0,8
nac_publico	0,145**	0,063	0,0123	12,3	2,5
nac_IAMC	-0,058	0,069	0,0049	4,9	-4,9
nac_otro	cat, excl,		0,0086	8,6	-1,2
casada (sí)	-0,132***	0,032	0,0083	8,3	-1,6
casada (no)	cat, excl,		0,0139	13,9	4,1
edad16	0,164***	0,063	0,0218	21,8	12
edad1719	0,103**	0,044	0,0138	13,8	4
edad2035	cat, excl,		0,0086	8,6	-1,2
edad3639	-0,082	0,06	0,0092	9,2	-0,6
edad40	-0,115	0,087	0,0098	9,8	0
educ1	cat, excl,		0,0204	20,4	10,6
educ2	-0,198***	0,048	0,0105	10,5	0,8
educ3	-0,233***	0,061	0,0054	5,4	-4,4

⁸Se usa el comando “probit” con opción “errores estándares robustos” en STATA versión 10 y el comando “streg” con opciones “errores estándares robustos” y “distribución log-normal”. La elección de esta distribución surge de la aplicación del criterio de Akaike (AIC), con el que se evalúan modelos no anidados, optando por el de menor AIC.

Variable	Coefficiente	Desviación estándar	Probabilidad predicha de MI por categoría	TMI predicha por 1,000	Diferencia de la media
fallant (si)	0,122**	0,057	0,0175	17,5	7,7
fallant (no)	cat, excl,		0,0094	9,4	-0,4
vivos	0,025***	0,009	0,0102§	10,2	0,4
ICP_0	cat, excl,		0,026	26	16,2
ICP_ina	-0,152***	0,048	0,0149	14,9	5,1
ICP_int	-0,174***	0,046	0,0103	10,3	0,5
ICP_ad	-0,413***	0,059	0,0025	2,5	-7,3
Varón	0,114***	0,03	0,011	11	1,2
Mujer	cat, excl,		0,0086	8,6	-1,2
bajopeso (sí)	0,628***	0,038	0,0663	66,3	56,5
bajopeso (no)	cat, excl,		0,0043	4,3	-5,5
término (sí)	-0,456***	0,038	0,0045	4,5	-5,3
término (no)	cat, excl,		0,0616	61,6	51,8
Apgar>6	cat, excl,		0,0071	7,1	-2,7
Apgar≤6	1,327***	0,049	0,2582	258,2	248,4
año2002	cat, excl,		0,009	9	-0,8
año2003	0,056*	0,029	0,0107	10,7	0,9
Pseudo- R^2	0,264				

Nota. *Significativa al 10%; **significativa al 5%; ***significativa al 1%; §Categoría: vivos = 0.

Fuente: elaboración propia.

En primer lugar, y dado que la mayoría de las variables independientes son binarias, se opta por reportar los coeficientes y las probabilidades predichas de mortalidad en el primer año de vida, comparándose en la última columna de los Cuadros 3 y 4 con la media de la predicción -9,8 cada 1.000 nacidos vivos. Los resultados de ambos modelos muestran que las variables más importantes son *edad16*, *educ_1*, *ICP_0*, *bajopeso (si)*, *término (no)*, y *Apgar≤6*. Debido a que las muertes infantiles se concentran en los primeros días y semanas luego del parto, el modelo *hazard* (Cuadro 4) es preferible al *probit*.

CUADRO 4
ESTIMACIÓN HAZARD (DISTRIBUCIÓN=LOG-NORMAL), VARIABLE
DEPENDIENTE=DURACIÓN (N = 94.222)

Variable	Coefficiente	Desviación estándar	Probabilidad predicha de MI por categoría	TMI predicha por 1.000	Diferencia de la media
Constante	18,282***	0,652			
norte	-0,023	0,22	0,0104	10,4	0,6
sur	0,417*	0,241	0,0068	6,8	-3
MVD	cat, excl,		0,0099	9,9	0,1
nac_publico	-0,818**	0,386	0,0114	11,4	1,6
nac_IAMC	0,407	0,423	0,0048	4,8	-5
nac_otro	cat, excl,		0,0084	8,4	-1,4
casada (si)	0,796***	0,197	0,0079	7,9	-1,9
casada (no)	cat, excl,		0,0128	12,8	3
edad16	-0,940***	0,379	0,0193	19,3	9,5
edad1719	-0,604**	0,271	0,0129	12,9	3,1
edad2035	cat, excl,		0,0081	8,1	-1,7
edad3639	0,457	0,369	0,0089	8,9	-0,9
edad40	0,677	0,533	0,0092	9,2	-0,6
educ1	cat, excl,		0,0188	18,8	9
educ2	1,157***	0,29	0,0098	9,8	0
educ3	1,334***	0,377	0,0052	5,2	-4,6
fallant (si)	-0,768**	0,344	0,0162	16,2	6,4
fallant (no)	cat, excl,		0,0088	8,8	-1
vivos	-0,134**	0,056	0,0095§	9,5	-0,3
ICP_0	cat, excl,		0,023	23	13,2
ICP_ina	0,907***	0,29	0,0138	13,8	4
ICP_int	1,040***	0,278	0,0098	9,8	0
ICP_ad	2,539***	0,359	0,0026	2,6	-7,2
varón	-0,710***	0,181	0,0102	10,2	0,4
mujer	cat, excl,		0,0082	8,2	-1,6
bajopeso (si)	-3,936***	0,242	0,0595	59,5	49,7
bajopeso (no)	cat, excl,		0,006	6	-3,8
término (si)	2,903***	0,241	0,0045	4,5	-5,3
término (no)	cat, excl,		0,0552	55,2	45,4
Apgar>6	cat, excl,		0,007	7	-2,8
Apgar≤6	-8,333***	0,286	0,2066	206,6	196,8
año2002	cat, excl,		0,0084	8,4	-1,4
año2003	-0,297*	0,18	0,01	10	0,2
sigma	6,260***	0,121			
Pseudo- R^2	0,2017				

Nota. *Significativa al 10%; **significativa al 5%; ***significativa al 1%;

§Categoría: vivos = 0.

Fuente: elaboración propia.

Los resultados muestran que a pesar de mantenerse los hallazgos, la estimación *probit* sobreestima sistemáticamente los efectos. Con énfasis en aquellas variables que pueden ser alteradas a través de políticas públicas (y usando los resultados del modelo *hazard*), se observa que no realizar controles prenatales durante el embarazo está correlacionado positivamente con la TMI. De hecho, si todas las mujeres realizaran controles adecuados (iniciados en el primer trimestre y al menos 9 durante el embarazo) la probabilidad predicha de mortalidad infantil sería 2,6 cada 1.000 nacidos vivos (aproximadamente 73 % por debajo de la media).

Con respecto a la edad, para los hijos de madres menores de 20 años, y especialmente para los de madres menores de 17, se observa una correlación positiva, siendo la TMI predicha 19,3 por cada 1.000 nacidos vivos (97 % por encima de la media). Esto puede estar asociado a que las madres muy jóvenes tienden a experimentar embarazos o partos dificultosos, debido a inmadurez física; así como pueden tener menos experiencia y conocimientos en el cuidado del niño.

A su vez, la realización de las visitas permitiría identificar a las madres que han tenido hijos fallecidos anteriores, para las cuales la TMI predicha es 16,2 por cada 1.000 nacidos vivos.

Referente a las características del niño al nacer, del mismo modo que en los hallazgos de la literatura biomédica, el peso al nacer y la edad gestacional son buenos predictores de la mortalidad. Para los niños que tienen bajo peso al nacer, la TMI predicha es 60 por cada 1.000 nacidos vivos, para los nacimientos que no llegan a término es 55, para aquellos que presentan depresión neonatal severa es 207 por cada 1.000 nacidos vivos. Como se mencionó anteriormente, este tipo de estudio tiene variables omitidas, específicamente información sobre los factores genéticos de la salud de la familia, la cual se pretende captar en parte a través de *bajopeso*, *término* y *Apgar*. La magnitud de los efectos marginales confirma la importancia de los factores genéticos en la salud infantil.

CONCLUSIONES

La tasa de mortalidad infantil se ha reducido de forma sostenida en casi todos los países del mundo, sin embargo, persisten enormes disparidades en el interior de cada uno y entre países. Uruguay, a pesar de haber pasado de 106 muertes en 1900 a 13,19 por cada 1.000 nacidos vivos en 2004, ha perdido posicionamiento relativo en América Latina a partir de 1975, descendiendo al quinto lugar en el ranking de menor TMI en latinoamericana.

El análisis empírico realizado intenta brindar herramientas para la definición de políticas públicas que permitan alcanzar las Metas del Milenio, en particular reducir en dos terceras partes, entre 1990 y 2015, la mortalidad de niños menores de 5 años.

Debido a que las muertes infantiles se concentran en los primeros días y semanas luego del parto, el modelo *hazard* es preferible al *probit*, mostrando sus resultados que la TMI aumenta sustancialmente para los hijos de madres de 16 años o menos, con bajo nivel educativo y que no realizan controles durante el embarazo.

Dado que el sistema de salud uruguayo permite a las mujeres acceder a cuidados prenatales gratuitos, se observa que cero costos de bolsillo no han inducido a todas las mujeres a iniciar los cuidados prenatales. Por lo tanto, se evidencia la importancia de estimular la realización de controles prenatales a través de otros mecanismos que no sean el precio, por ejemplo: favorecer la accesibilidad, la descentralización de los centros de salud, la reducción de colas, la obligatoriedad de controles para el acceso a derechos de la seguridad social, entre otras.

Este trabajo no está exento de limitaciones, las cuales motivarán futuros estudios. En primer lugar, es necesario ampliar los años analizados, ya que los resultados pueden estar afectados por la profunda crisis económica ocurrida en Uruguay en 2002 y 2003. En segundo lugar, es de esperar, como señala la literatura que el no control de potenciales problemas de endogeneidad esté subestimando el impacto de las covariables.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] Adebayo S., Fahrmeir L. y Klasen S. (2004). Analyzing infant mortality with geoaddivitive categorical regression models: a case study for Nigeria. *Economics and Human Biology*, 2(2), 229-244.
- [2] Alarcón, D. y Robles, D. (2007). Los retos para medir la mortalidad infantil con registros civiles incompletos. *Serie de Documentos de Trabajo*, 1-69. Washington, D.C.: Banco Interamericano de Desarrollo.
- [3] Almond, D., Chay, K. y Lee, D. (2002). *Does Low birth wight Matter? Evidence from the US population of twin Births*. Berkeley: Center for labor economics University of California.
- [4] Almond, D., Chay, K. y Lee, D. (2005). The Costs of Low Birth Weight. *Quarterly Journal of Economics* 2005, 120(3), 1031-1083.
- [5] Bais, J., Eskes, M. y Bonsel, G. (2004). The determinants of the high Dutch perinatal mortality in a complete regional cohort, 1990-1994. *Ned Tijdschr Geneeskde*, 148(38), 1873-1878.

- [6] Bicego, G.T. y Boerma, J.T. (1993). Maternal education and child survival: a comparative study of survey data from 17 countries. *Social Science and Medicine*, 36(9), 1207-1227.
- [7] Buor D. (2003). Mothers' education and childhood mortality in Ghan. *Health Policy*, 64(3): 297-309.
- [8] Cabella, W. y Peri, A. (2005). *El sistema de estadísticas vitales en Uruguay: elementos para su diagnóstico y propuestas para su mejoramiento*. Montevideo: INE.
- [9] Cabella, W. y Pollero, R. (2004). El descenso de la mortalidad infantil en Montevideo y Buenos Aires entre 1890 y 1950. En: Actas del I Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP). Caxambú: ALAP.
- [10] Central Intelligence Agency (CIA) (2010). *The World Factbook 2010*. Disponible en: <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/uy.html>.
- [11] CEPAL/CELADE (2005). Dinámica demográfica y desarrollo en América Latina y el Caribe. *Serie Población y Desarrollo*, 58.
- [12] Chou, S., Liu, J., Grossman, M. y Joyce, T. (2010). Parental Education and Child Health: Evidence from a Natural Experiment in Taiwan. *American Economic Journal*, 2(1), 33-61.
- [13] Claeson, M., Bos, E.R., Mawji, T. y Pathmanathan, I. (2000). Reducing child mortality in India in the new millennium. *Bulletin World Health Organization*, 78(10), 1192-1199.
- [14] Cleland, J.G. y van Ginneken, J.K. (1988). Maternal education and child survival in developing countries: The search for pathways of influence. *Social Science & Medicine*, 27(12), 1357-1368.
- [15] Cutler, D., Deaton, A. y Lleras-Muney, A. (2006). The determinants of mortality. *Journal of Economic Perspectives*, 20(3), 97-120.
- [16] De Meer, K., Bergman, R. y Kusner, J. (1993). Socio-cultural determinants of child mortality in southern Perú: including some methodological considerations. *Social Science and Medicine*, 36(3): 317-331.
- [17] Evans, W.N. y Lien, D.S. (2005). The benefits of prenatal care: Evidence from the PAT bus strike. *Journal of Econometrics*, 125, 207-239.
- [18] Govindasamy, P. y Armes, B. (1997). *Maternal Education and the Utilization of Maternal and Child health Service in India*. Mumbai: International Institute for Population Science.
- [19] Guilkey, D.K., Popkin, B.M., Akin, J.S. y Wong, E.L. (1989). Prenatal Care and Pregnancy Outcome in Cebu, Philippines. *Journal of Development Economics*, 30, 241-272.
- [20] Instituto Nacional de Estadística (INE). <http://www.ine.gub.uy>.
- [21] Jewell, R.T., Triunfo, P. y Aguirre, R. (2007). El peso al nacer de los niños en la principal maternidad del Uruguay: 1995 a 2004. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 59, 1-20.

- [22] Jewell, R.T. y Triunfo, P. (2006). The Impact of Zero-Cost Prenatal Care on Birthweight: The Case of the Urban Poor in Uruguay. *Health Economics*, 15, 1245-1250.
- [23] Joyce, T.J. y Grossman, M. (1990). Pregnancy Wantedness and the Early Initiation of Prenatal Care. *Demography*, 27, 1-17.
- [24] Katz, J. y Maceira, D. (1990). Mortalidad infantil y el funcionamiento de los mercados de atención neonatal. Un examen del caso argentino. *Desarrollo Economico*, 30(118), 173-198.
- [25] Kulkarni, M., Pinto, N. y Ferreira, A. (1995). Socioeconomic correlates and trends of infant mortality rate in Goa and Kerala. *Indian Journal of Maternal and Child Health*; 6(3), 84-86.
- [26] Li, K. y Poirier, D.J. (2003a). An Econometric Model of Birth Inputs and Outputs for Native Americans. *Journal of Econometrics*, 113, 337-361.
- [27] Li, K. y Poirier D.J. (2003b). Bayesian Analysis of an Econometric Model of Birth Inputs and Outputs. *Journal of Population Economics* 16, 597-625.
- [28] Lin, W. (2006). Accounting for the Change in the Gradient: Health inequality among infants. *UCLA Economics Working Papers 850*. Los Angeles: UCLA Department of Economics.
- [29] Liu, G.G. (1998). Birth Outcomes and the Effectiveness of Prenatal Care. *Health Services Research*, 32, 805-823.
- [30] Machado, C. y Hill, K. (2003). Determinants of neonatal and postneonatal mortality in the City of Sao Paulo. *Revista Brasileña de Epidemiologia*, 6(4), 345-358.
- [31] Machado, C. y Hill, K. (2005). Maternal, neonatal and community factors influencing neonatal mortality in Brazil. *Journal of Biosocial Science*, 37(2), 193-208.
- [32] Macinko, J., de Souza, M.F., Guanais, F.C. y Simoes, C.C. (2007). Going to scale with community-based primary care: An analysis of the family health program and infant mortality in Brazil, 1999-2004. *Social Sciences and Medicine*, 65(10), 2070-2080.
- [33] Macinko, J., Guanais, F.C., de Souza, M.F. (2006). Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60, 13-1.
- [34] Maitra P. (2004). Parental Bargaining, Health Inputs and Child Mortality in India. *Journal of Health Economics*, 23(2), 259-291.
- [35] Makepeace, G. y Pal, S. (2008). Understanding the Effects of Siblings on Child Mortality: Evidence from India. *Journal of Population Economics*, 21(4), 877-902.
- [36] Martín, L., Trussell, J., Reyes Salvail, F. y Shah, N.M. (1983). Co-variates of Child Mortality in the Philippines, Indonesia, and Pakistan: An Analysis Based on Hazard Models. *Population Studies*, 37(3), 417-432.

- [37] Ministerio de Desarrollo Social (MIDES): Observatorio Social 2008. Montevideo: Ministerio de Desarrollo Social. Disponible en <http://observatoriosocial.mides.gub.uy>.
- [38] Mturi, J. y Curtis, S. (1995). The determinants of infant and child mortality in Tanzania. *Health Policy and Planning*, 10(4), 384-394.
- [39] Olsen, R. y Wolpin, K. (1983). The Impact of Exogenous Child Mortality on Fertility: A Waiting Time Regression with Dynamic Regressors. *Econometrica* 1983, 51(3), 731-750.
- [40] Organización Mundial de la Salud (OMS) (2005). *Informe sobre la salud en el mundo 2005: ¡Cada madre y cada niño contarán!* Ginebra: OMS. Disponible en: <http://www.who.int/whr/2005>.
- [41] Pan American Health Organization (PAHO) (1998). *Health in the Americas*. Washington: PAHO.
- [42] Pan American Health Organization (PAHO) (2000). *Regional initiative of core health data and country profiles*. Washington: PAHO.
- [43] Pandey, A., Choe, M.K., Luther, N., Sahu, D. y Chad, J. (1998). Infant and child mortality in India. *National Family Health Survey Subject, 11*. Mumbai: International Institute for Population Science.
- [44] Panis, C. y Lillard, L. (1994). Health Inputs and child mortality: Malaysia. *Journal of Health Economics*, 13, 455-489.
- [45] Panis, C. y Lillard, L. (1995). Child mortality in Malaysia: explaining ethnic differences and the recent decline. *Population Studies*, 49, 463-479.
- [46] Pinto, G. (1995). *Child Mortality and Reproductive Patterns in Urban Bolivia*. Wisconsin: University of Wisconsin- Madison, Center for Demography and Ecology.
- [47] Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2005). *Objetivos de desarrollo del milenio: una Mirada desde América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: PNUD.
- [48] Rodríguez, H., Mederos, D., Echenique, M., Rosario Vilas, A.S. y Ferrari, A. (1998). Muerte posneonatal en domicilio y accesibilidad a los servicios de salud. Las Piedras, la Paz y Progreso. *Revista Médica Uruguay*, 15, 221-229.
- [49] Rodríguez, H., Mederos, D., Díaz Rossello, J.L. y Ferrari A. (1996). Muerte en domicilio en el período posneonatal Montevideo. *Revista Médica Uruguay*, 14, 147-153.
- [50] Romero, D. y Landmann, C. (2000). Crisis económica y mortalidad infantil en Latinoamérica desde los años ochenta. *Cadernos de Saúde Pública*, 16(3), 799-814.
- [51] Rosenzweig, M.R. y Schultz, T.P. (1982). The Behavior of Mothers as Inputs to Child Health: The Determinants of Birthweight, Gestation, and Rate of Fetal Growth. En V.R. Fuchs, *Economic Aspects of Health*. Chicago, Illinois: University of Chicago Press.

- [52] Rosenzweig, M.R. y Schultz, T.P. (1983). Estimating a Household Production Function: Heterogeneity, the Demand for Health Inputs, and Their Effects on Birthweight. *Journal of Political Economy*, 91, 723-746.
- [53] Rosenzweig, M.R. y Schultz, T.P. (1988). The Stability of Household Production Technology: A Replication. *Journal of Human Resources*, 23, 535-549.
- [54] Rous, J.J., Jewell, R.T. y Brown, R.W. (2004). The Effect of Prenatal Care on Birthweight: A Full-Information Maximum Likelihood Approach. *Health Economics*, 13, 251-264.
- [55] Ruhm, C.J. (2000). Parental leave and child health. *Health Economics*, 19(6), 931-960.
- [56] Rychtarikova, J. (1999). Social and biological factors of infant mortality. *Demografie*, 41(2), 95-104.
- [57] Rychtarikova, J. y Demko, G.J. (2001). Inequalities in Infant Survival: An Analysis of Czech Linked Records. *European Journal of Population*, 17(4), 323-342.
- [58] Sastry N. (1996). Community Characteristics, Individual and Household Attributes, and Child Survival in Brazil. *Demography*, 33(2), 11-229.
- [59] Sastry N. (1997). What explains rural-urban differentials in child mortality in Brazil? *Social Science and Medicine*, 44(7), 989-1002.
- [60] van den Berg, G., Lindeboom, M. y Portrait, F. (2006). Economic conditions early in life and individual mortality. *The American Economic Review*, 96(1), 290-302.
- [61] Victora, C., Wagstaff, A., Schellenberg, J., Gwatkin, D., Claeson, M. y Habicht, J. (2003). Applying an equity lens to child health and mortality: more of the same is not enough. *The Lancet*, 362(9379), 233-241.
- [62] Wagstaff, A. (2000). Desigualdades socioeconómicas y mortalidad infantil: comparación de nueve países en desarrollo. *Revista Internacional de Salud Pública*, 3, 18-28. Disponible en: <https://apps.who.int/bulletin/digests/spanish/number3/no.3.html>.
- [63] Wagstaff, A., Bustreo, F., Bryce, J. y Claeson, M. (2004). Child health: reaching the poor. *American Journal of Public Health*, 94(5), 726-736.